Tijdschrift voor Economie en Management
Vol. XXVII, nr. 3, 1982

De ideale basisperiode in de koopkracht-pariteitstheorie

door P. SERCU*

I. INLEIDING

De koopkrachtpariteits-theorie blijft een populaire werkhypothese zowel bij practici als bij theoretici. Ruwweg komt de stelling er op neer dat indien land A bv. tien procent méér inflatie kent dan land B, B's wisselkoers verwacht wordt met tien procent per jaar te appreciëren; *cet. par.* heeft een land een zwakkere munt naarmate zijn inflatievoet relatief hoger is.

Die relatie tussen wisselkoersen en inflatiecijfers (of prijsniveaus) wordt meestal gezien als "ongeveer" geldig op lange termijn, en dan vooral in hyper-inflatoire situaties als de Weimar-episode[1]. Grafiek I toont, ter illustratie, de theoretische koopkrachtpariteits (*KKP*-)koersen naast de feitelijke koersen voor de DM en de Rand in de jaren zeventig; de overeenstemming, en dus de verklarende kracht van de hypothese, lijken indrukwekkend. In enkele recente artikels betoogt Frenkel (1981) echter dat de theorie algemeen minder toepasselijk lijkt in de recente periode van zwevende koersen dan in de tussenoorlogse float-periodes. Ook de recente appreciaties van het pond en de dollar, ondanks de relatief hogere inflatievoeten in de betrokken landen, plaatsen vraagtekens achter de praktische relevantie van de theorie in zijn eenvoudigste vorm.

De bedoeling van dit artikel is empirisch na te gaan wat het statistisch gedrag is van de tijdsreeks afwijkingen tussen werkelijke koersen

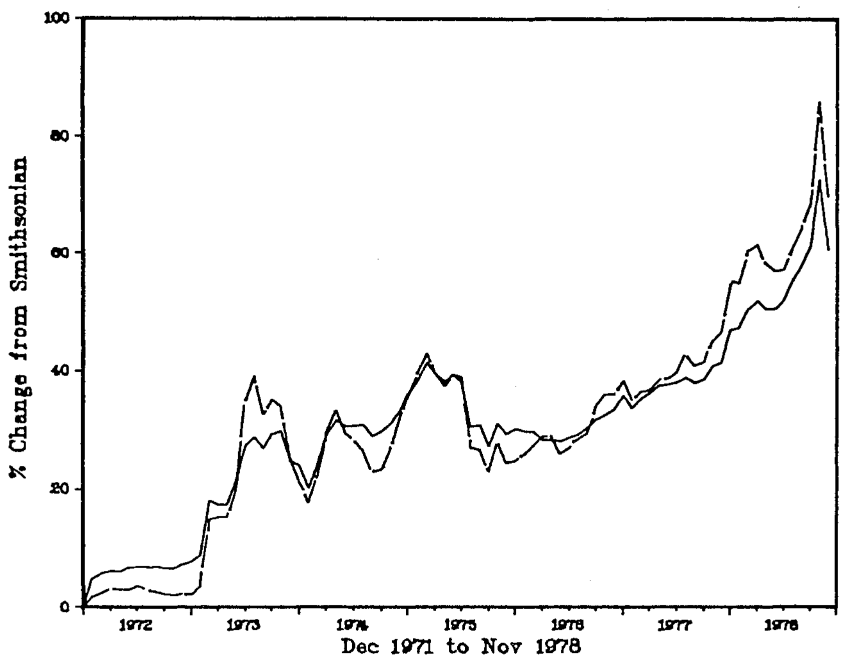
* Vlaamse Economische Hogeschool, Brussel.

en hun *KKP*-voorspelling. Een dergelijk onderzoek is bijvoorbeeld relevant voor een practicus die toekomstige wisselkoersen wil voorspellen. Indien hij een redelijke voorspelling over de prijsevoluties heeft — een koud kunstje, in het licht van de enorme autocorrelatie in inflatievoeten, en in het licht van de voorspellingen vervat in de rentevoeten — kan hij, met behulp van de *KKP*-hypothese een voorspelling maken over de te verwachten toekomstige kontantkoers.

Hét klassieke probleem hierbij is echter wat de beste basisperiode is. Handboeken bevelen een "evenwichtsperiode" aan, die recent genoeg is om de *ceteris paribus* voorwaarde niet in gevaar te brengen (geen structurele veranderingen in produktie en handel); die beide vereisten lijken in de huidige context echter niet haalbaar.

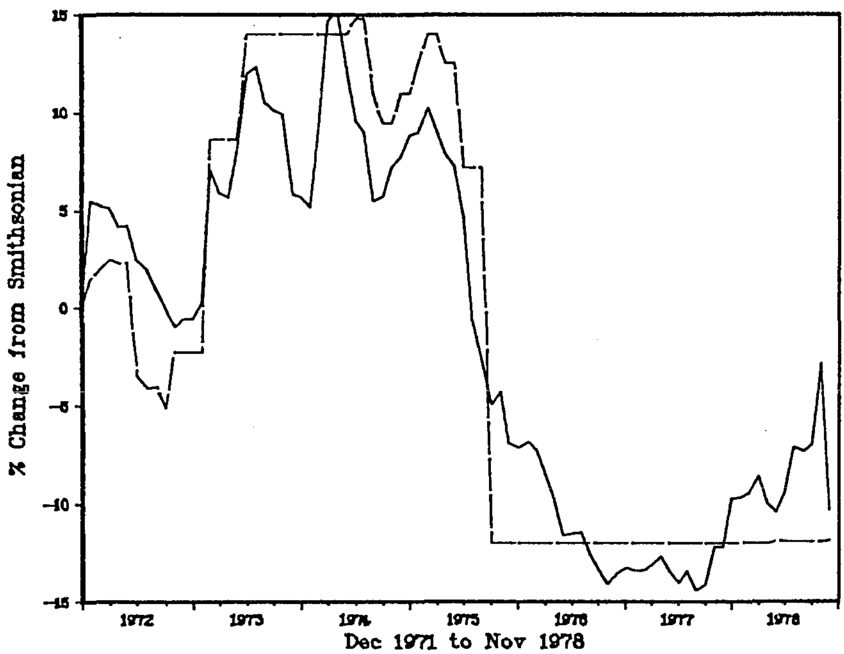
FIGUUR 1

Purchasing Power Parity Chart: West Germany



Legend: PPP ________ Actual _ _ _ _

FIGUUR 2
Purchasing Power Parity Chart: South Africa



Legend: PPP ______ Actual _ _ _ _ _

Het identifiëren van de beste basisperiode is echter alleen relevant indien een wisselkoers, die zich om een of andere reden van zijn *KKP*-koers verwijderd heeft, effektief een tendens vertoont om terug te keren naar de *KKP*-koers t.o.v. die basisperiode. Inderdaad, als er géén zo'n tendens aanwezig is, dan is de gecumuleerde afwijking gemiddeld irreversibel en dus irrelevant. De beste basisperiode is dan ook de meest recente. Empirisch nu blijkt er weinig of geen tendens merkbaar om terug te keren naar het *KKP*-niveau. Gecumuleerde afwijkingen uit het verleden blijven dus gemiddeld bestaan in de toekomst. Veronderstellen dat die afwijking zal verdwijnen in de toekomst betekent met andere woorden een vertekening in de voorspellingen. De predictie met zero vertekening is dan ook de *KKP*-voorspelling gebaseerd op het heden als basisperiode.

Het gedrag van afwijkingen van koopkrachtpariteit kan ook geïnterpreteerd worden als het gedrag van de reële wisselkoers. Empirisch blijkt dus de reële wisselkoers een lukraak cumulerend proces te zijn

— zélfs in de periode met vaste wisselkoersen. Sterker nog, de enige sporen van reversibiliteit — die overigens statistisch niet erg overtuigend zijn — zijn te vinden niét in de Bretton-Woods periode maar wél in de jaren zeventig. Een dergelijk lukraak verloop van de reële wisselkoers is in overeenstemming met een efficiënte markt waarin de reële "risicopremie" vrijwel constant is doorheen de tijd.

Een eerder theoretische bedoeling van het artikel is dan verband te leggen tussen dit eenvoudige, in reële termen gestelde efficiëntiemodel en de overeenkomstige efficiëntiemodellen voor nominale variabelen: rentevoeten, inflatie, termijnkoersen, en kontantkoersen (de Fisher-relatie, en Fisher External onder onzekerheid).

Door zijn simpliciteit is de hypothese van een constante reële risicopremie vrijwel zeker irrealistisch. Daarom werd ook geëxperimenteerd met een meer algemeen model, populair in de Monetaire Benadering tot de Wisselkoers (*MBW*)-theorieën, dat gebaseerd is op long run *KKP* met partiële aanpassing in de geld- en goederenmarkten. Dit model presteerde nergens beter dan het (oversimplifiërende) model waarin de reële wisselkoers een lukraak pad volgt; de eenvoudigste formulering is dus aan te bevelen.

II. DE EX ANTE *KKP*-HYPOTHESE

A. *De Hypothese*

Voor een willekeurig financieel actief j dat verhandeld wordt tegen prijs $V_{j,t}$ in het binnenland, en tegen prijs $V'_{j,t}$ in het buitenland, bestaat een arbitragerelatie van het type

$$V_{j,t} = V'_{j,t} \cdot S_t \tag{1}$$

waarin S_t de wisselkoers voorstelt. Het reëel rendement op dit effect[2] wordt nu gegeven door

$$\tilde{r}_{j,t} \equiv \log(\tilde{V}_{j,t}/V_{j,t-1}) - \log(\tilde{I}_t/I_{t-1}) \tag{2a}$$

voor de binnenlandse belegger, en

$$\tilde{r}'_{j,t} \equiv \log(\tilde{V}'_{j,t}/V'_{j,t-1}) - \log(\tilde{I}'_t/I'_{t-1}) \tag{2b}$$

voor de buitenlandse belegger

$$\equiv \log(\tilde{V}_{j,t}/V_{j,t-1}) - \log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) - \log(\tilde{I}'_t/I'_{t-1}), \text{ uit (1).}$$

In deze uitdrukkingen stellen I en I' het binnenlandse resp. buitenlandse prijsniveau voor, telkens gemeten in eigen munt: de tilde ($\tilde{}$) duidt aan dat de variabele in kwestie ongekend is op ogenblik $t-1$.

Elk van de reële rendementen in (2) is uiteraard gemeten in termen van de respectieve nationale consumptiebundels — bundels die kunnen verschillen omdat bv. de relatieve prijzen verschillen over de grenzen heen (goederenmarktimperfecties) en/of omdat de smaken afwijken tussen beide landen.

In het (theoretische) geval van perfecte goederenmarkten geldt nu ook voor elk goed (g) een arbitrage-relatie van het type (1):

$$P_{g,t} = P'_{g,t} \cdot S_t \tag{3}$$

zodat de relatieve goederenprijzen in beide landen dezelfde zijn. Zijn daarnaast de smaken gelijk en onafhankelijk van de rijkdom, dan kiezen beide landen in die situatie dezelfde bundel. Dit impliceert dat, onder die (extreme) veronderstellingen de volgende relaties perfect opgaan:

$$\tilde{I}_t = \tilde{I}'_t \cdot \tilde{S}_t \quad \text{en} \quad I_{t-1} = I'_{t-1} \cdot S_{t-1} \quad (\text{Absolute } KKP) \tag{4}$$

en

$$\log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) = \log(\tilde{\mathrm{I}}_t/\mathrm{I}_{t-1}) - \log(\tilde{I}'_t/I'_{t-1}) \tag{5}$$

(relatieve *KKP* binnen de periode)

Ingeval van perfecte (ex post) *KKP* zijn de ex post reële rendementen op een effect j dezelfde voor alle beleggers van alle nationaliteiten; inderdaad, (2) en (5) geven samen:

$$\tilde{r}_{j,t} - \tilde{r}'_{j,t} = 0 \quad (\text{bij ex post } KKP) \tag{6}$$

Smaakverschillen en/of goederenmarktimperfecties zijn dus voldoende om verschillen in ex post reële rendementen te creëren over de grenzen heen. In het meer realistische algemene geval zal (2) dan resulteren in

$$\tilde{r}_{j,t} - \tilde{r}'_{j,t} = \log(\tilde{S}_t \cdot \tilde{I}'_t/\tilde{I}_t) - \log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1}) \tag{7a}$$

Elk van de logaritmes kan nu geïnterpreteerd worden als een (continu samengestelde) procentuele afwijking van de koopkracht pariteitskoers, t.o.v. een evenwichtssituatie $t=0$ waarbij, bij veronderstelling, de relatie $I_0 = I'_0 \cdot S_0$ opging[3]. Was op ogenblik $t-1$ de munt bv. tien procent "overgewaardeerd" tegen slechts vijf op ogenblik t, dan hebben de buitenlandse beleggers ex post een reëel rendement behaald dat vijf procent hoger is dan dat gerealiseerd door de binnenlandse beleggers in hetzelfde financieel activum. Het ex post verschil in de beide reële rendementen is dus identiek aan de ex post verandering in de procentuele afwijking van absolute koopkrachtpariteit.

Een andere interpretatie van die relatie is:

$$\tilde{r}_{j,t} - \tilde{r}'_{j,t} \equiv \log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) - ((\log(\tilde{I}_t/I_{t-1}) - \log(\tilde{I}'_t/I'_{t-1})) \qquad (7b)$$
$$\equiv \log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) - \Delta\tilde{\imath}_t$$

met $\Delta\tilde{\imath}_t \equiv \tilde{\imath}_t - \tilde{\imath}'_t \equiv$ het verschil der (continu samengestelde) inflatievoeten in beide landen. Het ex post verschil der reële rendementen is dus ook identiek aan dat gedeelte van de procentuele wisselkoersverandering, $\log(\tilde{S}_t/S_{t-1})$, dat niet verklaard wordt door inflatieverschillen over de periode — m.a.w. de afwijking van relatieve *KKP* binnen de periode. Aangezien afwijkingen van *KKP* blijkbaar te maken hebben met reële rendementen op financiële activa, kunnen zij benaderd worden als een implicatie van een prijsvorming op de kapitaalmarkten in beide landen.

1. Prijsvorming op de kapitaalmarkten

In de Fisheriaanse traditie veronderstellen we nu dat de beleggers alleen bekommerd zijn om reële rendementen. In elk land wordt de markt geacht éérst te bepalen wat het verwachte reële rendement is dat vereist is voor een effect van risicoklasse j. Dit vereiste rendement $\bar{r}_{j,t}$ wordt dan gecombineerd met de best mogelijke schatting van de toekomstige reële prijs van het activum, teneinde de huidige prijs vast te stellen. M.a.w. $V_{j,t-1}$ wordt op ogenblik $t-1$ zo gezet dat

$$\log(V_{j,t-1}/I_{t-1}) = E_{t-1}(\log(\tilde{V}_{j,t}/\tilde{\imath}_t)) - \bar{r}_{j,t}$$

of nog

$$E_{t-1}(\log(\tilde{V}_{j,t}/V_{j,t-1}) - \tilde{\imath}_t) = \bar{r}_{j,t}$$

Analoog moet in het buitenland $V'_{j,t}$ zo gezet worden dat

$$E_{t-1}(\log(\tilde{V}'_{j,t}/V'_{j,t-1}) - \tilde{\imath}'_t) = \bar{r}'_{j,t}$$

In het licht van de arbitragerelatie (1) voor $t-1$ en t impliceert dit dat

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) - \Delta\tilde{\imath}_t) = \bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t} \qquad (8a)$$

d.w.z. de verwachte afwijking van relatieve *KKP* over de periode is gelijk aan het verschil tussen de in evenwicht vereiste reële rendementen, in beide landen, op één en hetzelfde willekeurig financieel actief j.

In rationele markten is er nu geen getallen-fetishisme. De vereiste verwachte rendementen $\bar{r}_{j,t}$ en $\bar{r}'_{j,t}$ zijn onafhankelijk van het absolute niveau van de wisselkoers, en van de absolute niveaus van de prijzen op de kapitaal- en goederenmarkten. Dit betekent niet noodzakelijk dat de verwachte reële rendementen constant zijn, maar wél dat er geen reden is om variaties in de reeks $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t}$ *rechtstreeks* in verband te brengen met het huidige en voorbije niveau van de prijzen. De markt prijst alle activa in functie van de vereiste reële rendementen, en is dus perfect vrij om $V_{j,t-1}$ en $V'_{j,t-1}$ (en dus ook S_{t-1}) overeenkomstig die vereisten vast te stellen.

Rationaliteit van de markt sluit echter niet uit dat er *indirecte* verbanden kunnen zijn — met name via de reële sector — die leiden tot niet-causale ("spurieuze") correlaties. De gevolgde testen kunnen niet discrimineren tussen reële indirecte verbanden en irrationele prijszetting; wel kunnen de testen geïnterpreteerd worden als een evaluatie van de praktische relevantie van eventuele indirekte reële verbanden en/of inefficiënties t.o.v. het eenvoudigst mogelijke model. Het eenvoudigst mogelijke model is dat $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t}$ niet gecorreleerd is met huidige noch voorbije afwijkingen van *KKP*, en evenmin met huidige en voorbije wisselkoersen, prijsindices, of inflatievoeten.

Indien die hypothese 'ongeveer' vervuld is, zal in de regressie

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t \cdot \tilde{I}'_t/\tilde{I}_t)) = a + b\log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1}) \qquad (8b)$$

de coëfficiënt b gelijk zijn aan de eenheid, en zal geen enkele bijkomende variabele de regressie verder kunnen verbeteren; immers, de hypothese zegt dat het echte intercept $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t}$ niet gecorreleerd is met de huidige afwijking van *KKP* — de regressor —, noch met enige variabele in het verleden.

Een nog sterker simplifiërende hypothese zou zijn dat de tijdsreeks $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t}$ niet serieel gecorreleerd is. Dit heeft als testbare implicatie dat de stoorterm in regressie (8b) geen autocorrelatie kan vertonen. Een test op de coëfficiënt a in (8b), tenslotte, geeft aan of het gemiddelde van de reeks der verwachte afwijkingen van periode-per-periode relatieve *KKP* een gemiddelde heeft dat merkbaar van nul afwijkt of niet — indien althans de hypothese $b=1$ niet verworpen wordt.

Het verdient wellicht enige nadruk dat de voorgestelde hypothesen té eenvoudig zijn om waar te zijn. De waarheid van een hypothese is echter niet zo relevant; het enige wat telt is dat de variaties in de reeks $\tilde{r}_{j,t} - \tilde{r}_{j,t}$ belangrijk genoeg zijn, naast de residuele onzekerheid, om een gecompliceerder model aanbevelenswaardig te maken.

De veronderstelling dat de verwachte afwijking van relatieve *KKP*, periode per periode, onafhankelijk is van het verleden (S, I, I', en voorbije $\tilde{r} - \tilde{r}'$) is een veralgemening van de hypothese van Roll (5) dat in elke periode de *verwachte* afwijking nul is ("ex ante *KKP*"). Die veralgemeende hypothese kan in verband gebracht worden met de efficiënte-markten-versie van de Fisher-relatie en van Fisher External.

2. Verwachte *KKP*, de Fisher Relatie, en Fisher External

De Fisher-relatie is afgeleid van de definitie, of identiteit, dat het reële rendement op een één-periode risicovrije belegging (effect F) gelijk is aan de nominale rente R_F minus de inflatie over die periode:

$$\tilde{r}_{F,t} \equiv R_{F,t} - \tilde{\imath}_t$$

Fisher transformeert die tautologie tot een theorie door te poneren dat de causaliteit loopt van verwacht reëel rendement en verwachte inflatie naar de nominale rentevoet. De efficiënte markten-theorie zou hieraan toevoegen dat er geen reden is om het in evenwicht vereiste reëel verwacht rendement rechtstreeks in verband te brengen met het inflatiecijfer, en bovendien dat de markt de best mogelijke voorspelling over de toekomstige inflatie gebruikt bij het vaststellen van de nominale rente. De nominale rente is dus

$$R_{F,t} = E_{t-1}(\tilde{\imath}_t) + \bar{r}_{F,t} \tag{9a}$$

en voor het buitenland

$$R'_{F,t} = E_{t-1}(\tilde{\imath}'_t) + \bar{r}'_{F',t} \tag{9b}$$

(Bemerk dat $r_{F,t}$ slaat op het binnenlands effect en op de binnenlandse consumptiebundel, terwijl $r'_{F',t}$ slaat op het buitenlands effect en de buitenlandse consumptiebundel). Combinatie van (9a, b) geeft, na gebruik van het Interestpariteitstheorema,

$$\text{Log}\,(F_{t-1,t}/S_{t-1}) - E_{t-1}(\Delta\tilde{\imath}_t) = \bar{r}_{F,t} - \bar{r}'_{F',t} \tag{10}$$

waarin $F_{t-1,t} = S_{t-1} \cdot \exp(R_{F,t} - R'_{F',t})$ de termijnkoers is, op ogenblik $t-1$, voor de vervaldag t.

(10) zegt dat, gegeven de twee reële rentevoeten, de premie op de termijnmarkt de best mogelijke voorspeller is van het toekomstige

inflatieverschil. Wat (10) verder aantoont is dat combinatie van de Fisher-relaties voor beide landen resulteert in een uitdrukking die sterk gelijkt op verwachte *KKP*. In (10) hebben we echter, links, $\log(F_{t-1},t)$ i.p.v. E_{t-1} $(\log(\tilde{S}_t))$, en rechts een reëel rendementsverschil dat slaat op twee verschillende activa (F en F') i.p.v. op één actief (j — bv. hetzij F hetzij F'). Om de relatie met verwachte *KKP* te leggen, moeten we dus het verband tussen de termijnkoers en de verwachte toekomstige contantkoers ontdekken. Dit verband is eenvoudig genoeg; het Interestpariteitstheorema is immers gebaseerd op het feit dat een termijnverkoop kan geduplieeerd worden door een "long" positie in de binnenlandse risicovrije belegging F, en een "short" positie (lening) in de buitenlandse risicovrije belegging F'. Het reëel rendement op beide activa, telkens gemeten in termen van de binnenlandse bundel, is gegeven door

$$\tilde{r}_{F,t} = R_{F,t} - \tilde{\imath}_t \text{ voor activum } F$$

en

$$\tilde{r}_{F',t} = R'_{F',t} + \log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) - \tilde{\imath}_t \text{ voor activum } F'$$

Door aftrekking en overgang naar verwachte waarden bekomt men

$$\begin{aligned} E_{t-1}\,(\log(\tilde{S}_t)) &= (\log(S_{t-1}) + R_{F,t} - R'_{F',t}) + \bar{r}_{F,t} - \bar{r}_{F',t} \qquad (11) \\ &= \log(F_{t-1,t}) + \bar{r}_{F,t} - \bar{r}_{F',t} \end{aligned}$$

Volgens (11) is, gegeven de risicopremie $\bar{r}_{F,t} - \bar{r}_{F',t}$, de (log) termijnkoers de best mogelijke voorspeller van de toekomstige (log) contantkoers. De risicopremie is nul indien, voor een binnenlands belegger, activa F en F' dezelfde risicoklasse vertegenwoordigen en dus hetzelfde verwacht reëel rendement hebben. Algemeen zal dat niet zo zijn, de risicopremie zal overigens algemeen niet constant zijn doorheen de tijd — wat weer empirisch goed gedocumenteerd is.

Volgens (10) was, op een risicopremie na, het termijn-(dis)agio een voorspeller van het inflatieverschil; volgens (11) is hetzelfde termijn-(dis)agio ook een voorspeller van de verandering der wisselkoers — op een (andere) risicopremie na. Door de termijnkoers uit (10) en (11) te elimineren vinden we dus een relatie tussen verwachte koersveranderingen en verwachte inflatieverschillen:

$$E_{t-1}\,(\log(\tilde{S}_t/S_{t-1}) - \Delta\tilde{\imath}_t) = \bar{r}_{F',t} - \bar{r}'_{F',t}$$

wat hetzelfde is als verwachte *KKP*, (8a) — in het bijzondere geval waarbij als activum j de buitenlandse risicovrije belegging F' genomen wordt.

Deze langere, restrictievere afleiding van (8) demonstreert voldoende voorwaarden om de verwachte afwijking van relatieve *KKP* onafhankelijk te maken van de geschiedenis der wisselkoersen en der prijsindices. Eén stel voldoende voorwaarden is bv. dat

- in elk land de "reële rentevoet" in de Fisher-relatie niet gecorreleerd is met de nominale rentevoet of inflatievoet;
- én de risicopremie tussen de (log) termijnkoers en de verwachte (log) contantkoers niet gecorreleerd is met de termijnkoers of contantkoers.

Elk van die voorwaarden blijkt echter op zichzelf empirisch niet houdbaar. Een andere voldoende voorwaarde is echter dat de correlaties elkaar opheffen. Elke tijdsreeks verwachte reële rendementen kan variaties vertonen die gecorreleerd zijn met de nominale variabelen in kwestie. Maar uiteindelijk is alleen hun verschil relevant. Men verwacht inderdaad dat, omwille van variaties doorheen de tijd in de risicoafkerigheid en in de risico's der activa, elke tijdsreeks van verwachte reële rendementen óók variaties vertoont. Maar de tijdsreeksen der vereiste reële rendementen — op één effect j, maar voor beleggers uit verschillende landen — zullen waarschijnlijk vrij veel samengang vertonen; derhalve verwacht men weinig variabiliteit in de reeks $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}_{j,t'}$ en dus ook geen merkbare correlatie met de nominale variabelen in kwestie.

III. ALTERNATIEVE HYPOTHESEN

Een eerste beschouwde alternatieve hypothese is geïnspireerd door de Monetaire Benadering tot de wisselkoers (*MBW*)-theorie. De kern van deze theorie is dat de state-of-the-world $\emptyset$ op ogenblik t — met als belangrijkste variabelen de geldhoeveelheid en het reëel inkomen — een evenwichts-prijsniveau $\bar{I}(\emptyset_t)$ impliceert. Dit evenwichtsniveau wordt echter alleen ceteris paribus en in de lange periode bereikt: Op korte termijn is er slechts gedeeltelijke aanpassing:

$$\log(I_t) - \log(I_{t-1}) = \lambda\,[\log(\bar{I}(\emptyset_t)) - \log(I_{t-1})]\,, 0 < \lambda < 1$$

De tweede bouwsteen is *KKP* op lange termijn:

$$\bar{S}(\emptyset_t) = \bar{I}(\emptyset_t)\,/\bar{I}'(\emptyset_t)$$

De werkelijke contantkoers kan zich al dan niet onmiddellijk aanpassen:

$$\log(S_t) - \log(S_{t-1}) = \delta\,[\log(\bar{S}(\emptyset_t)) - \log(S_{t-1})]\,,\ 0 < \delta \leq 1$$

Combinatie levert[4]

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t \cdot \tilde{I}'_t/\tilde{I}_t)) = (1 - \delta)\log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1}) \tag{12a}$$

$$+ \left(\frac{\delta}{\lambda} - 1\right) E_{t-1}(\Delta\tilde{i}_t)$$

Is bv. de aanpassingssnelheid in beide markten gelijk, maar kleiner dan de eenheid ($\delta = \lambda < 1$), dan krijgt men

$$E_{t-1}(\log(S_t \cdot I'_t/I_t)) = \mathrm{a} + \mathrm{b}\log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1}) \tag{12b}$$

$$H_I{:}\ \begin{cases} 0 \leq b\,(= 1 - \delta) < 1 \\ a = 0 \end{cases}$$

m.a.w. gemiddeld verwacht men dat de afwijking van *KKP* zal verminderen in de toekomst. Dit is in tegenspraak met de verwachte *KKP*-hypothese (8) volgens dewelke er geen enkele tendens is om naar de *KKP*-koers terug te keren ($H_0 : b = 1$).

Is de aanpassing perfect op de wisselmarkt ($\delta = 1$), maar imperfect op de goederenmarkt ($\lambda < 1$), dan krijgen we als uitdrukking

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t \cdot \tilde{I}'_t/\tilde{I}_t)) = a + b\log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1}) + c\,E_{t-1}(\Delta\tilde{i}_t) \tag{12c}$$

$$H_{II}{:}\quad \begin{aligned} b &= 0 \\ a &= 0 \\ 0 \leq\ &c < 1 \end{aligned}$$

Volgens (12c) moet de reeks ($\tilde{i}_{j,t} - \tilde{r}_{j,t}$) dus perfect gecorreleerd zijn met het verwachte inflatieverschil. Deze alternatieve hypothese werd getest door voorbije inflatieverschillen op te nemen in de regressie, als proxy voor de verwachte toekomstige Δi_t; empirisch blijkt Δi_t inderdaad goed voorspelbaar op basis van zijn eigen verleden.

Een laatste alternatieve hypothese is dat de nominale wisselkoers op zichzelf een lukraak pad is — eerder dan de reële wisselkoers, als (8) poneert. De bedoeling is na te gaan of het de moeite waard is alle relaties in reële termen af te leiden, m.a.w. of het verschil in de verwachte inflatie (vgl. 8) of in de rentevoeten (vgl. 11) een statistisch merkbare factor zijn in het proces dat wisselkoersen genereert. Dit wordt nagegaan door de hypothese

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t)) = a + b \log(S_{t-1}) \tag{13}$$

$$H_{III}: b = 1$$

Schattingen van (13) kunnen vergeleken worden met schattingen van het overeenkomstige model voor reële wisselkoersen.

IV. RESULTATEN

Maandelijkse wisselkoersen en kleinhandelsprijsindices[5] werden bekomen uit de *IMF* databank voor de periode 57-79 (271 maanden). De geselecteerde landen zijn die met een volledige reeks gegevens, te weten

1. U.K.	7. Zweden
2. België	8. Zwitserland
3. Frankrijk	9. Japan
4. Duitsland	10. Venezuela
5. Italië	11. Israël
6. Nederland	12. U.S.A.

Met de USA als referentieland geeft dit elf reeksen. Omwille van bv. de slang-akkoorden zijn deze reeksen niet onderling onafhankelijk. Kruiselingse relaties worden niet geanalyseerd omdat dit het probleem van onderlinge afhankelijkheid alleen maar vergroot.

De eerste test betreft de regressie (tabellen I en II)

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t)) = a + b \log(S_{t-1})$$

De t-statistics in tabel I (en volgende) zijn telkens t.o.v. $b = 1$

De hypothese $b = 1$ wordt zeven maal op elf verworpen tijdens de Bretton Woods periode, en drie maal tijdens de float periode; in al die gevallen bleek $b < 1$, m.a.w. er *is* een mean-reversion tendens in de (log) wisselkoersen. Dit was uiteraard te verwachten voor een systeem van vaste wisselkoersen, maar is iets verrassender voor het stelsel met zwevende koersen. Vooral in de Bretton-Woods-periode was $\log(S)$ dus zeker geen lukrake reeks. In geen van beide periodes was er echter evidentie van residuele auto-correlatie (Durbin's h-statistic), noch van hogere-orde autocorrelatie (F-testen op logs 2, 3, 4 en 12).

De tweede reeks regressies testen de verwachte KKP-hypothese (tabellen IV en V)

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t \cdot \tilde{I}'_t/\tilde{I}_t)) = a + b \log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1})$$

De resultaten zijn sterk verschillend van de schattingen van het vorige model. In slechts drie op 22 gevallen wordt de hypothese $b=1$ (nipt) verworpen voor $b<1$. Opmerkelijk is dat die drie randgevallen zich nu situeren niet in de Bretton-Woods-periode maar in de float-periode. Dit impliceert dat in een stelsel met vaste pariteiten de reële wisselkoers paradoxaal genoeg een lukraak proces was, terwijl er enige aanduiding is dat dit wellicht niet meer het geval is bij het huidige stelsel. Gezien de gewijzigde economische context ligt de verklaring wellicht in de grotere recente shocks in de reële sfeer, die resulteren in sterkere indirecte verbanden tussen wisselkoersen en prijsniveaus. Bemerk echter dat de t-statistics niet erg indrukwekkend zijn, zelfs als men geen rekening houdt met het probleem van heteroscedasticiteit en onderlinge afhankelijkheid.

De resultaten in tabellen III en IV kunnen geïnterpreteerd worden als testen van het partieel aanpassingsmodel met gelijke coëfficiënten δ en λ voor resp. de geld- en goederenmarkten. De hypothese dat er onmiddellijke aanpassing is (dus $b = 0$) wordt ondubbelzinnig verworpen: de laagste t-statistic (niet in de tabellen vermeld) bedraagt 20. Koersen zijn dus zeker géén reeks lukrake en onafhankelijke stoortermen plus het *KKP*-niveau; eerder lijkt de huidige afwijking gelijk te zijn aan de som van alle vorige stoortermen, plus een nieuwe (onvoorspelbare) lukrake term. De geschatte gemiddelde aanpassingscoëfficiënt bedraagt .045 — wat een verwachte halveringstijd van veertien maanden voor een procentuele afwijking van *KKP* impliceert.

Bemerk echter dat de hypothese $\delta = \lambda < 1$ door de meeste theoretici zou verworpen worden: men postuleert meestal $\lambda \ll \delta \lesssim 1$ (trage aanpassing in de goederenmarkt, en quasi-onmiddellijke reactie in de geldmarkt). Een derde reeks testen betreft dan ook het algemene partieel-aanpassingsmodel

$$E_{t-1}(\log(\tilde{S}_t \cdot \tilde{I}'_t/\tilde{I}_t) = a + b \log(S_{t-1} \cdot I'_{t-1}/I_{t-1}) + \sum_l d_l \, \Delta i_{t-l}$$

waar de som-term optreedt als benadering voor $E_{t-1}(\Delta \tilde{i}_t)$. Tabel V vermeldt voor elk land eerst de t-statistics voor de empirisch meest relevante lags in de regressie

$$E_{t-1}(\Delta \tilde{i}_t) = a + \sum_l c_l \, \Delta i_{t-l}$$

De tweede lijn toont de statistics van het model van de reële wisselkoers zelf. De hypothesen hieromtrent zijn

$$H_{III}: \; 0 \gtrless b\,(= 1 - \delta) \leqslant 1$$

$$d_l\,(= (\delta/\lambda - 1)\,c_l) \neq 0$$

terwijl het simpele ex ante *KKP*-model $b=1$ en $d=0$ voorspelt. Slechts éénmaal wordt $b=1$ verworpen, terwijl slechts vier van de in totaal 55 d_l-statistics significant zijn; in geen van die gevallen is de significantie indrukwekkend. De meer algemene formulering van de testvergelijking brengt dus geen noemenswaardige verbetering. Overigens is in deze formulering het aanpassingsvermogen van de geldmarkt nog lager geschat dan in de vorige.

De regressies bevatten verder geen indicatie van economisch bruikbare autocorrelatie in $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t}$: slechts twee van de 22 h-testen in tabel III zijn significant (beide in de Bretton-Woods periode). Dit betekent natuurlijk niet dat de premie niet zou geautocorreleerd kunnen zijn, maar wel dat het eventuele patroon overstemd wordt door de ruis. De F-testen, tenslotte, reveleren geen hogere-orde autocorrelatie; alles wat gezegd kan worden over de toekomstige reëele wisselkoers zit blijkbaar grotendeels zoniet volledig in de huidige reële koers weerspiegeld.

V. BESLUIT

Het empirisch werk suggereert dat, indien verschillen in verwachte reële rendementen $\bar{r}_{j,t} - \bar{r}'_{j,t}$ variëren doorheen de tijd, die variaties blijkbaar niet gecorreleerd zijn met hun vorige waarden, noch met voorbije afwijkingen van *KKP*, noch met inflatievoeten; de gemiddelde premie verschilt overigens niet merkbaar van nul. Kortom, in vergelijking met de ruis kunnen we de variaties in het signaal wel vergeten.

De beste voorspelling van de toekomstige reële wisselkoers, of procentuele afwijking van de *KKP*-koers, is dus de huidige observatie. Wat het voorspellen van de nominale wisselkoers betreft is de implicatie dat de huidige periode de beste basisperiode is; gecumuleerde afwijkingen van *KKP* t.o.v. een voorbije basisperiode zijn blijkbaar gemiddeld irreversibel, en dus irrelevant. Dit ontslaat meteen de voorspeller van de netelige taak om een “evenwichtsperiode” te identifiëren in het niet al te verre verleden. Bemerk overigens dat er geen munt te slaan is uit een dergelijke voorspelling: deze is immers reeds volledig in de huidige koers geïncorporeerd, en al wat men in feite doet is het reconstrueren van de predicties van de markt.

De resterende hamvraag is natuurlijk hoe lukraak kumulerende afwijkingen van koopkrachtpariteit verzoenbaar zijn met evenwicht op de goederenmarkten. Eén gedeelte van het antwoord is dat zelfs bij perfecte goederenmarkten afwijkingen van koopkrachtpariteit kunnen ontstaan, inzoverre ze te wijten zijn aan veranderingen in relatieve prijzen en verschillen in smaken (verschillende gewichten in de prijsindices); daar er geen a priori reden is om aan te nemen dat veranderingen in relatieve prijzen gemiddeld reversibel zijn, verwacht men ook niet dat die spurieuze afwijkingen van *KKP* zouden verdwijnen doorheen de tijd. Het tweede gedeelte van het antwoord is dat, omwille van onperfecte subsitueerbaarheid, onzekerheid, en transactiekosten, de goederenmarkt niet of nauwelijks reageert op afwijkingen van goederenprijspariteit. Blackhurst bv. bespreekt een reeks onderzoeken naar de handels-effecten van devaluaties, en besluit dat de wisselkoers blijkbaar geen merkbaar effect op de handel uitoefent. Dat betekent dat de grenzen, die goederenarbitrageurs opleggen aan afwijkingen van koopkrachtpariteit, in de praktijk zo ruim zijn dat ze in een eerste benadering kunnen verwaarloosd worden. Houdt men daarnaast rekening met het eerste effect — spurieuze afwijkingen veroorzaakt door relatieve prijsveranderingen — dan zijn de grenzen opgelegd aan deviaties van *KKP* niet eens noodzakelijk rond nul gecentreerd; de grenzen verschuiven m.a.w. periodisch onder invloed van relatieve prijs-effecten. In een dergelijke context is het dan ook niet verwonderlijk dat de gegevens op zijn zachtst gezegd weinig sporen van dergelijke grenzen vertonen.

TABEL I

Exchange rates as a martingale: Subperiods

Country	$S_t = a + b\,S_{t-1}$					
	Bretton Woods			Float period		
	$a, t(a)$	$b, t(b)$	ϱ, h	$a, t(a)$	$b, t(b)$	$\varrho(h)$
1	0.007 (0.54)	0.992 (−0.63)	0.021 (0.36)	0.013 (0.97)	0.981 (−1.03)	.172[a] (2.15)*
2	−0.480 (−3.20)**	0.877 (−3.20)**	0.095 (1.18)	−0.095 (−1.17)	0.972 (−1.23)	−0.067 (−0.70)
3	−0.071 (−2.23)*	0.957 (−2.18)*	0.021 (0.50)	−0.115 (−2.08)*	0.924 (−2.13)*	−0.062 (−0.65)
4	−0.004 (−0.20)	0.996 (−0.24)	0.012 (0.16)	−0.011 (−0.68)	0.981 (−1.16)	−0.006 (−0.07)
5	−0.46 (−2.42)**	0.928 (−2.43)**	−.114 (−1.43)	−0.064 (−0.67)	0.991 (−0.64)	0.047 (0.49)
6	−0.049 (−2.02)*	0.962 (−2.03)*	−0.022 (−0.28)	−0.018 (−0.94)	0.975 (−1.25)	−.105 (−1.10)
7	−0.275 (−3.79)**	0.832 (−3.78)**	0.013 (0.16)	−0.148 (−2.50)**	0.900 (−2.54)**	0.053 (0.55)
8	−0.409 (5.14)**	0.719 (−5.15)**	−0.031 (−0.38)	0.002 (0.16)	0.993 (−0.57)	0.000 (0.00)
9	−0.683 (−2.98)**	0.883 (−2.98)**	−0.018 (−0.22)	−0.104 (−1.00)	0.981 (−1.05)	0.038 (0.40)
10	−0.020 (−1.19)	0.986 (−1.09)	0.000 (0.00)	−.102 (−2.96)**	0.930 (−2.96)**	−0.034 (−0.36)
11	−0.020 (−1.53)	0.985 (−1.25)	−0.004 (−0.05)	0.006 (0.29)	1.013 (1.36)	−0.062 (−0.65)
Mean	−0.224	0.928	−0.002	−0.058	0.967	−0.002
# of negat. *t*-stat.	10	11	5	8	10	6

[a] biased towards zero.

TABEL II

F-tests ([a]) on lags in the exchange rate martingale

	$S_t = a + b_1 S_{t-1} + b_2 S_{t-2} + b_3 S_{t-3} + b_4 S_{t-4} + b_5 S_{t-12}$		
Country	Total period	Fixed Rates	Floating rates
1	2.09	0.06	1.50
2	2.19	1.97	0.83
3	0.30	0.61	0.30
4	1.77	0.10	0.75
5	1.54	... ([b])	0.60
6	1.60	0.34	0.72
7	1.59	1.58	0.51
8	1.81	2.01	0.80
9	2.21	... ([b])	0.80
10	0.02	0.01	0.30
11	0.21	0.01	0.44
	1.39	0.74([b])	0.68

([a]) Degrees of freedom are 4 in the numerator, and 253, 153, and 94 in the denominator.
Critical values are

	4,250	4,150	4,100
$\alpha = 0.05$	2.41	2.43	2.46
$\alpha = 0.01$	3.41	3.44	3.51

([b]) $(X'X)$ could not be inverted because of near-singularity. The mean F-ratio is computed over the 9 other statistics.

TABEL III

Subperiod results for Martingale model

	Fixed rates			*Floating rates*		
Country	$a, t(a)$	$b, t(b)$	ϱ, h	$a, t(a)$	$b, t(b)$	ϱ, h
1	−0.016	0.975	0.035	−0.000	1.006	0.165
	(1.36)	(−1.68)	(0.45)	(−0.02)	(0.17)	(1.75)
2	−0.042	0.989	0.19	−0.111	0.96	−0.062
	(−0.93)	(−0.96)	(2.42)**	(−1.56)	(−1.64)	(−0.63)
3	−0.077	0.956	−0.01	−0.064	0.956	−0.095
	(−1.85)	(−1.85)	(0.13)	(−1.65)	(−1.76)	(−0.93)
4	−0.024	0.981	0.045	0.039	0.952	−0.005
	(−1.28)	(−1.40)	(0.57)	(−1.80)	(−2.05)*	(−0.05)
5	−0.040	0.994	0.361	−0.47	0.928	−0.001
	(−1.26)	(−1.25)	(4.54)**	(−1.90)	(−1.92)	(0.06)
6	−0.012	0.991	−0.080	−0.031	0.962	−0.101
	(−0.47)	(−0.86)	(−1.02)	(−1.61)	(−1.93)	(−1.02)
7	−0.012	0.992	0.047	−0.102	0.928	0.006
	(−1.01)	(−1.17)	(0.59)	(−2.21)**	(−2.28)**	(0.06)
8	−0.012	0.991	−0.008	−0.018	0.975	−0.017
	(−0.81)	(−0.90)	(0.10)	(−1.06)	(−1.56)	(0.18)
9	0.019	0.997	0.030	−0.12	0.977	0.032
	(−0.55)	(−0.54)	(0.38)	(−1.59)	(−1.68)	(0.33)
10	−0.013	0.992	−0.06	−0.14	0.900	0.052
	(−0.90)	(−0.69)	(−0.75)	(−2.27)**	(−2.27)**	(0.54)
11	−0.073	0.961	−0.043	−0.15	0.922	−0.075
	(−1.81)	(−1.79)	(−0.53)	(−1.94)	(−1.95)	(−0.78)
Means	−0.028	0.981	0.047	−0.10	0.951	−0.015
# of negative t-ratios	10	10	5	11	10	7

TABEL IV

F-ratios ([a]) on the lagged deviations from PPP

	$X_t = a + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + b_3 X_{t-3} + b_4 X_{t-4} + b_5 X_{t-12}$		
Country	Full period	Bretton Woods	Float
1	0.77	0.43	0.49
2	1.60	2.80*	1.13
3	0.85	0.68	0.46
4	1.06	0.56	0.84
5	0.42	... ([b])	0.65
6	1	2.26	1.09
7	1.84	0.46	1.13
8	0.86	0.46	0.54
9	1.92	0.52	0.90
10	0.34	0.25	0.20
11	0.33	0.12	0.32
Mean	1.06	0.85	0.70

([a]) d.f. are 4 in the numerator, and 253, 153, and 94 in the denominator for the 3 time periods.
Significant values are

	(4,250)	(4,250)	(4,100)
$\alpha = 0.05$	2.41	2.43	2.46
$\alpha = 0.01$	3.41	3.44	3.51

([b]) $(X'X)^{-1}$ could not be computed because of quasi perfect multicollinearity.
The mean F-statistic is over the then other F-ratios.

TABEL V

Tests of higher-order $\Delta\pi$ terms (total period)

Selected t-statistics of $\Delta\pi_{t-1}$ terms in regressions
$\begin{cases} \Delta\pi_t \textit{ on lagged } \Delta\pi \text{ (coefficients } \hat{d}\text{)} \\ X_t \text{ on } X_{t-1} \text{ and lagged } \Delta\pi \text{ (coefficients } \hat{b} \text{ and } \hat{c}\text{)} \end{cases}$

Country		lag (1)	lag (3)	lag (12)	$\hat{b}$
1	$t(\hat{d})$	3.88**	2.13*	2.91**	—
	$t(\hat{c})$	0.75	−0.38	−1.46	1.012
2	$t(\hat{d})$	5.36**	0.31	1.99**	—
	$t(\hat{c})$	−2.05*	−0.88	0.16	1.004
3	$t(\hat{d})$	2.49**	0.69	−3.57**	—
	$t(\hat{c})$	−0.46	−0.09	0.89	0.994
4	$t(\hat{d})$	4.65**	−2.08*	6.00**	—
	$t(\hat{c})$	−0.03	0.93	−1.65	1.001
5	$t(\hat{d})$	7.69**	−2.15*	2.18*	—
	$t(\hat{c})$	−0.93	−2.22*	−0.55	0.981
6	$t(\hat{d})$	−1.51	−1.01	3.60**	—
	$t(\hat{c})$	0.65	0.58	−1.54	1.000
7	$t(\hat{d})$	2.11*	−0.60	0.80	—
	$t(\hat{c})$	−0.66	0.12	−0.78	0.988
8	$t(\hat{d})$	2.65**	0.86	6.98**	—
	$t(\hat{c})$	−0.16	−0.81	−2.26*	1.011
9	$t(\hat{d})$	1.19	1.46	2.19*	—
	$t(\hat{c})$	−0.75	−0.74	−1.40	1.001
10	$t(\hat{d})$	−4.09	−2.80**	1.49	—
	$t(\hat{c})$	2.04*	1.36	−0.78	0.992
11	$t(\hat{c})$	3.53**	0.09	1.10	—
	$t(\hat{d})$	−0.35	0.32	0.10	0.954**

NOTEN

1. De Grauwe (1980) merkt overigens op dat zelfs in de Duitse hyperinflatieperiode de mark significant ondergewaardeerd was.
2. Alle rendementen en percentages zijn continu samengesteld.
3. Als $I_0 = I_0' \cdot S_0$, dan geldt

   $$\log (S_t, I_t'/I_t) \qquad = \log (S_t) - \log (S_0 \cdot \frac{I_t'}{I_0} \cdot \frac{I_0}{I_t})$$

   waarin de laatste term de (log) *KKP*-koers voorstelt t.o.v. de basisperiode $t=0$. Zijn de prijsindices niet herschaald, dan is $I_0 = I_0' \cdot k_0 \cdot S_0$;
   in dit geval meet $\log (S_t \cdot I_t' / I_t)$ de procentuele afwijking op een (additieve) constante $\log (k_0)$ na. Daar t_0 niet bepaald is, is $\log (k_0)$ evenmin gekend; dit heeft geen belang daar die term wegvalt t.o.v. dezelfde factor in $\log (S_{t-1} \cdot I_{r-1}' / I_r)$.
4. Als volgt. Met gelijke λ in beide landen heeft men

   $$\Delta i_t \ (\equiv \log (I_t / I_{t-1}) - \log (I_t' (I_{t-1}'))$$

   $$= \lambda [\log (I(\emptyset_t) / I' (\emptyset_t)) - \log (I_{t-1} / I'_{t-1})]$$

   en, ingevolge long run *KKP*

   $$= \lambda [\log (S (\emptyset_t)) - \log (I_{t-1} / I_{t-1}')]$$

   Dit geeft

   $$\log (S (\emptyset_r)) = \lambda^{-1} [\Delta i_t - \log (I_{t-1}' / I_{t-1})]$$

   zodat

   $$\log (S_t / S_{t-1}) = \delta\lambda^{-1} \Delta i_t - \delta \log (S_{t-1} \cdot I_{t-1}' / I_{t-1})$$

   Na aftrekking van Δi_t aan beide zijden geeft dit

   $$\log (S_t / S_{t-1}) - \Delta i_t = (\delta\lambda^{-1} - 1) \Delta i_t - \delta \log (S_{t-1} \cdot I_{t-1}' / I_{t-1})$$

   Herschikking leidt tot (12a).
5. Daar alles draait om reële rendementen voor beleggers, zijn kleinhandelsprijzen relevant, niet groothandelsprijzen.

REFERENTIES

Blackhurst, R., The Relation between the current Account and the Exchange Rate: A Survey of the Recent Literature; forthcoming in De Grauwe, P., and Peeters, Th.: Exchange Rates in Multicountry Econometric Models.

De Grauwe, P., 1980, The German Hyperinflation and Purchasing Power Parity, A note, *International Economics Research Paper* 24, C.E.S., Leuven.

Frenkel, J., 1981, The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970's, *European Economic Review* 16, 145-165.

Frenkel, J., 1981, Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News". Lessons from the 1970's, *Journal of Political Economy* 89, 665-705.

Roll, R., 1978, *Commodity Market Imperfections and their Implications for Market Efficiency,* U.C.L.A. Working Paper.